

“营改增”试点改革与城市工业用地价格^{*}

——基于重点城市面板数据的实证分析

梅 林 许泓莉

内容提要： 税收与国有土地出让金是地方财政的主要构成，探讨税制变革下城市土地出让价格的变动规律，是当前学术界和政策层关注的重点问题。本文通过构建代表性工业企业和地方政府静态博弈模型，从需求、供给和市场化程度视角对“营改增”试点改革影响城市工业用地价格的作用机制进行了理论阐释。利用工业用地微观交易数据，实证分析了2007-2015年中国34个省、副省级及以上城市“营改增”试点改革对工业用地价格的影响，研究发现：第一，“营改增”试点改革对于城市工业用地价格具有提升效应，且在城市产业结构、财政结构维度呈现异质性，在考虑不同PSM匹配样本、安慰剂检验、替换样本选择、变换内生性处理方法等情况下，结果仍然稳健；第二，城市工业用地价格上升来源于“营改增”试点改革增加了城市新生企业数量、降低了工业用地供给规模和提高工业用地配置市场化程度。最后，本文从注重财政制度与土地制度联动改革、实施差异化工业用地供给策略、推动工业用地价格回归市场价值等方面提出了政策启示。

关键词：“营改增”试点改革 工业用地价格 渐进式DID 重点城市

作者简介：梅 林，天津财经大学财税与公共管理学院讲师、博士，300222；

许泓莉（通讯作者），天津财经大学财税与公共管理学院硕士生，300222。

中图分类号：F061.6 **文献标识码：**A **文章编号：**

文章所属专业委员会领域：区域与城市经济学

^{*}基金项目：国家自然科学基金青年项目“开发区工业用地价格影响企业间资源配置效率：效应评估、机制分析与政策优化”（项目编号：72203157）；天津财经大学研究生科研创新项目“租-税替代：‘营改增’政策对城市工业用地价格的影响研究”（项目编号：2022XJSKY01）。作者感谢编辑部老师和外审专家的辛苦付出，当然，文责自负。

一、引言

分税制体制下，地方政府面临着“财权”与“事权”的不对等，国有土地出让金收入逐步成为地方政府主要财政收入来源。2020年国有土地使用权出让收入为84142.29亿元，占地方政府性基金预算收入93.57%，占地方一般公共预算收入的45.87%。^①根据《2023年政府收支分类科目》及相关规定，国有土地出让金收入主要用于计提国有土地收益基金、征地拆迁补偿、支农支出等，在城市基础设施建设、促进产业发展等方面发挥了重要作用。从2012年我国开始实施“增值税改革”到2013年“结合税制改革完善结构性减税政策”以来，我国不断实施减税降费政策，宏观税负下降明显，政府收入随之呈现结构性变化，一般公共预算收入占政府总预算收入比重不断降低，政府性基金预算收入比重不断上升，政府对土地财政依赖程度逐步加大（王健等，2019；杨寓涵等，2019），并且对于企业生产经营行为有着显著影响（Chen et al., 2021、2023）。税收制度变革与国有土地出让金收入联动效应显著。2012年以来推进的“营改增”试点改革（下文简称“营改增”）是我国实施减税降费政策的重要举措，对于经济建设、政治建设、文化建设、生态文明建设等方面均有影响（高培勇，2013）。探讨“营改增”背景下国有土地出让收入变动规律，有利于理解我国财税制度与土地制度联动发展逻辑，推动政府财政制度与土地制度改革。

土地价格是国有土地出让金收入的决定性因素。基于我国现行土地出让制度，地方政府往往通过实施“低价出让工业用地、高价出让商住用地”的“两手供地策略”以获取土地财政。土地同时也是企业生产的基础投入要素，土地价格高低反映了企业进驻生产直接成本，影响着企业的投资行为。基于土地利用用途的差异化供地价格策略在吸引企业集聚、推动城镇化方面发挥着积极作用，但其效果随着城市的集聚效应和经济发展水平提高而逐渐减弱（雷潇雨、龚六堂，2014）。对于欠发达城市而言，制造业仍然是经济发展主导产业，城市政府通过干预土地出让过程进而压低工业用地价格，促进工业部门扩张，能够有效实现经济增长目标（赵祥、曹佳斌，2017）。对于发达城市而言，面临“退二进三”的产业结构转型升级趋势，制造业并不会完全退出，而是要注重高质量发展（江曼琦、席强敏，2012），提高工业用地价格可以通过事前筛选高效率企业进驻、事后淘汰低效率企业的选择效应机制以提高工业生产效率水平（张莉等，2019）。在发挥市场在资源配置中决定性作用的要求下，关注发达城市工业用地价格形成机制，对于保持制造业比重基本稳定、推动新型工业化建设更加具有现实意义。

综上，本文选取我国直辖市、副省级城市、省会城市等重点城市为研究对象，探讨“营改增”影响城市工业用地价格水平的作用与机理，与已有文献相比，本文主要边际贡献体现在：第一，本文从要素价格视角探讨了“营改增”的政策效应，将土地价格水平与“营改增”制度纳入到同一分析框架，并识别了“营改增”对于工业用地价格的影响大小；第二，大多研究集中于探讨要素价格变动的的影响，少有文献分析要素价格的形成机理，本文从需求机制、供给机制和市场化机制三个维度系统解释了“营改增”背景下工业用地价格变动的内在机理。

^①注：2020年以后受新冠疫情影响，全国国有土地使用权出让收入出现大幅度下降，故引用2020年数据进行说明。数据来源：www.gov.cn。

本文后续安排如下：第二部分对相关文献进行综述；第三部分论述制度背景并提出理论假说；第四部分介绍数据处理过程并构建计量模型；第五部分实证检验“营改增”对工业用地价格的影响及其异质性；第六部分识别“营改增”影响工业用地价格的内在机理；第七部分简要总结并提出研究启示。

二、文献回顾

本文主要从“营改增”政策效应评估和土地出让价格两个方面对既有文献进行梳理总结，具体如下文所述。

（一）“营改增”政策效应评估的相关研究

目前关于“营改增”政策效应的文献主要从三个视角进行研究：第一，从规模变动视角，探讨“营改增”的宏观经济效应，包括影响宏观财政收入（李青和方建朝，2013；田志伟和胡怡建，2014；周彬、杜两省，2016）、降低宏观税负（李涛和刘丹丹，2018）、改善收入分配（倪红福等，2016）、提高全要素生产率（孙正等，2020）等方面；第二，从结构调整视角，一方面，主要包括“营改增”政策对于单个产业类型的影响，基于“营改增”阶段性改革特征，部分学者主要针对服务业行业发展进行了探讨（邵学峰和刘丽，2018），部分文献讨论了“营改增”对制造业发展的影响（李永友和严岑，2018；孙正，2020）。另一方面，从制造业和服务业联动发展角度进行了分析，包括产业链纵向分工深化（陈钊和王昉，2016；范子英和鹏飞，2017）、制造业和服务业横向融合发展（孙晓华等，2020；孙正等，2022）等；第三，从企业经营视角，剖析“营改增”对企业经营行为的影响，包括投资行为（陈昭和刘映曼，2019；张伯超，2022）、融资成本（曹越等，2021）、微观税负（王玉兰和李雅坤，2014）、创新水平（王桂军和曹平，2018）、全要素生产率水平（姚东旻等，2022）等。

另外，少量文献从政府行为角度出发分析“营改增”的政策效应（卢洪友等，2019；易瑾超等，2021）。其中，针对政府土地配置行为代表性文献主要包括：王健等（2018）基于配置方式角度和价格角度验证了“营改增”对商住用地配置行为和收入的影响，张莉等（2022）基于配置规模结构角度论证了“营改增”对城市商服用地和住宅用地规模变动的影响。上述文献为探讨“营改增”与城市土地配置提供了研究导向和理论借鉴。

（二）土地出让价格的相关研究

关于土地出让价格的文献主要包括土地出让价格经济效应和土地出让价格影响因素两个方面。土地出让价格经济效应的研究较为丰富，相关文献主要从宏观和微观层面进行了分析：第一，对宏观经济的影响，主要包括经济增长（雷潇雨、龚六堂，2014；王媛、杨广亮，2016；石敏俊等，2017；刘凯，2018）、产业结构变迁（赵祥、曹佳斌，2017；杨文韬等，2018）、经济效率（杨继东等，2019；杨继东等 2016；李力行等，2016）等；第二，对微观企业行为的影响，包括企业创新（范子英等，2022；闫昊生、孙久文，2020）、企业投资行为（田文佳等，2019）、工业项目质量（杨其静等，2014）、企业选址（Hu et al., 2022；Shi and Zheng, 2018）等行为。关于土地价格影响因素的识别相对较少，目前主要包括城市空间结构（豆建民和王光

丽, 2022)、行政区划制度(刘文华等, 2022)、基础设施建设(周玉龙等, 2018; Kang, 2021; Lee, 2022)、地方政府竞争(岳金桂和陆晓晨, 2018)等。

综上,“营改增”政策效应识别是当前的研究热点,部分文献从规模和配置方式维度探讨了“营改增”对城市土地配置行为的影响,并且研究多是基于商住用地的分析。尚未有文献系统实证分析“营改增”对于工业用地价格的作用及其影响机制,较为接近的是卢洪友等(2019)将工业用地价格作为政府行为与环境质量的中介变量进行了分析,工业用地价格并不是该文分析重点,文中未对工业用地价格变动机制进行论述,并且该文对象是全部城市样本,对于普通地级市而言,其尚处于低价供应工业用地的招商引资阶段,工业用地价格受地方政府出让行为影响更为深刻,工业用地价格很难完全反映“营改增”的政策效果。因而,本文基于重点城市样本实证考察“营改增”对工业用地价格的影响及机制,可以实现对该领域研究的补充。

三、理论假说

(一) 制度背景

自1994年分税制改革以来,基于中国经济产业结构中工业占主导、服务业发展不足的考量,保留了营业税种,中国税制形成了增值税与营业税并存的税制格局,并且随着经济发展,重复征税、征收困难和混合销售等问题对于不同行业企业经营均造成了不利影响(倪红福等, 2016)。为进一步优化中国税收体制,减轻企业税收负担,2012年1月1日上海率先启动交通运输业和部分现代服务业的“营业税改增值税”试点改革,并逐步向全行业全国其它城市推广。2016年5月1日,实现了增值税在所有货物、劳务和服务的全覆盖。

“营改增”虽然是以服务业为抓手开始实施,实际进行纳税时全行业均会受到影响。对于工业企业经营成本而言,“营改增”的影响主要体现为两个方面:第一,工业企业购买服务价格下降。在“营改增”后,各行业的价格水平都会出现一定程度的下降,其中大部分服务业的价格水平都出现较大程度的下降,无疑降低了下游工业企业的购买服务成本;第二,工业企业税额抵扣范围扩大。对于工业部门,“营改增”打通了工业和服务业间的税额抵扣链条,工业部门购买的服务业中间投入所支付的进项增值税可以抵扣,消除了下游工业企业重复征税问题,降低了工业企业的纳税成本。

我国施行城乡二元土地制度,城市市区土地及其他规定属于国有的土地所有权归全民所有,由国家代为行使。各级政府作为国家权力机关,通过制定各项制度体系,既保障国家的所有者权益,同时也推动土地作为生产要素的交易市场建设。从供给端看,我国实施严格的自上而下的土地利用总量控制制度,城市政府通过征收土地转为新增建设用地的指标需要国务院和省级管理部门批准,地方土地利用总体规划建设用地总量亦不得超过上一级土地利用总体规划所确定的控制指标。在建设用地总量控制下,地方政府可以通过调节年度供应总量、时序、地块、用途等,以更好地适应经济社会发展需要。从需求端看,基于我国实施的土地利用用途分类管制制度,企业购置土地进行投资生产,生产用途需要与土地利用类型相对应。依据《土地利用

现状分类》（GB/T 21010—2007），我国国有建设用地利用类型主要包括商服用地、工矿仓储用地、住宅用地和公共管理与公共服务用地，其中工业企业从事工业生产活动，需要购置工矿仓储用地^①，并通过招标、拍卖、挂牌、协议等竞价方式，一次性支付全部租期内（一般为五十年）的工业用地使用权出让金。在竞争性价格确定模式下，工业用地的供给和需求变动影响着工业用地价格水平，当供给减少、需求增加，工业用地价格则随之提升，反之亦然。

本部分尝试借鉴范子英、周小昶（2022），通过构建简易制造业企业与地方政府静态博弈模型，将“营改增”与工业用地供给、需求和价格等因素纳入到同一分析框架，具体如下文所述。

（二）“营改增”试点改革影响工业用地价格的微观机制

（1）代表性工业企业行为。假设存在两个城市，城市 i 未试行“营改增”政策，税率为 T ，城市 j 试行“营改增”政策，税率为 T' ；假设代表性工业企业 f 在城市 i 有 1 单位资本，选择把 α 单位的资本在 j 城市进行投资。假设企业所在城市 i 进行生产的单位资本利润为 π ，在城市 j 进行生产的单位资本利润为 π' ；企业进驻城市 j 进行投资生产，需要购买工业用地，支付工业用地租金，假设企业进行生产所支付的总价款为 C ，工业用地价格为 P_I ，则 $C = P_I(1 + \alpha^2)$ 。在上述模型假设条件下，代表性工业企业利润最大化问题可以表示为：

$$\max R_f = (1 - \alpha)(1 - T)\pi + \alpha\pi'(1 - T') - P_I(1 + \alpha^2) \quad (1)$$

代表性工业企业是否进入城市 j 投资生产，取决于在城市 j 投资的成本和总收益的权衡，求解 $\partial R_f / \partial \alpha = 0$ ，可以得到企业实现利润最大化的一阶条件为：

$$\alpha^* = (\pi'(1 - T') - (1 - T)\pi) / (2P_I) \quad (2)$$

由上式可以得知，企业所在城市 j 投资的规模与城市 j 工业用地价格、税率 T' 均成负向关系，与在城市 j 投资的利润率 π' 成正向关系。一方面，在既定工业用地价格水平下，“营改增”降低了城市 j 的税负水平，从而吸引代表性工业企业前往城市 j 进行投资生产。另一方面，由于城市 j 实施“营改增”，工业企业购买中间服务可以进行进项税额抵扣，进一步推动工业企业将中间服务外包，从而扩大自身主营业务规模，即促进了产业纵向分工，激励工业企业进行扩张生产。

由此提出本文假说 1：对于实施“营改增”的城市而言，通过降低税负成本、激励扩张等途径吸引工业企业进驻投资，从而提升该城市工业用地需求，对于工业用地价格提升具有促进作用。

（2）地方政府行为。对于城市 j 政府而言，其主要目标是实现财政收入 R_G 最大化，地方政府主要财政收入包括企业税收收入与国有土地使用权出让金收入。代表性工业企业投资规模越大，所需购买的工业用地面积越大，同时考虑城市 j 工业用地供给规模 S 的限制，令 $\alpha = \tau S$ ，（ $0 \leq \tau \leq 1$ ），则 $\alpha^* = \tau^* S$ ，（ $0 \leq \tau^* \leq 1$ ）。地方政府国有土地使用权出让金收入除了工业用地收入，还包括商服用地和住宅用地出让收入，并且工业用地、商服用地、住宅用地供给总量在土地利用相关规划中已经确定，令工业用地、商服用地、住宅用地总供给面积为 1，则商住用地供给面积为 $1 - S$ ，为方便计算，本文不区分商服用地和住宅用地价格，采用商住用地平均价格 P_S 表示。那么，城市 j 政府的财政收入最大化问题可以表示为：

$$\max R_G = \tau^* S T' \pi' + P_I(1 + (\tau^* S)^2) + P_S(1 + (1 - S)^2) \quad (3)$$

^① 注：本文中表述为工业用地。

在财政收入最大化目标约束下，地方政府土地供给行为可通过求解 $\partial R_G/\partial S$ 所得：

$$\partial R_G/\partial S = (2P_I\tau^2 + 2P_S)S + \tau T'\pi' - 2P_S \quad (4)$$

令 $\partial R_G/\partial S = 0$ ，综合考虑式（2），可得：

$$S^* = (2P_S - T'\pi'(\pi'(1 - T') - (1 - T)\pi)/(2P_I S))/(2P_I\tau^2 + 2P_S) \quad (5)$$

由于 $T'\pi'(\pi'(1 - T') - (1 - T)\pi)/(2P_I S)$ 是关于 T' 的减函数，所以 S^* 是关于 T' 的增函数。当城市 j 因施行“营改增”而降低 T' 时， S^* 会随之降低，即地方政府会降低工业用地的供应面积。依据张莉等（2022），由于税收激励的下降，地方政府会倾向于降低商服用地面积。同样的，由于工业企业税收收入下降，地方政府扩大工业用地供给规模进行“以地引资”的激励会降低，地方政府倾向于将注意力转向土地出让金收入更高的住宅用地，通过更多地出让住宅用地以弥补税收收入损失。

由此提出本文假说 2：在财政收入最大化目标导向下，由于“营改增”带来的税收激励下降，地方政府倾向于实施偏向性的供地结构，降低工业用地供应规模，从而对工业用地价格上升具有推动作用。

工业用地价格影响因素除供给规模与需求规模之外，地方政府出让行为市场化程度也会产生直接影响，出让市场化程度低的“协议出让”方式一直都被作为低价出让工业用地的代名词（杨其静等，2014）。地方政府采取协议方式出让工业用地，主要是出于招商引资的需要，通过低价出让工业用地吸引更多的企业进驻，以获取更多的税收收入。一方面，“营改增”背景下，工业企业税收成本下降，进而削弱了地方政府低价供地以吸引企业进驻的激励，并且地方政府提高工业用地出让市场化程度，会显著提升工业用地价格水平，提高单位工业用地收益规模。另一方面，虽然短期内土地出让市场化程度提高会流失一部分因较低土地价格吸引推动的投资项目，从长期看，更高的土地出让市场化程度能够筛选出更优质的项目投资，从而获取长期的经济增长（徐升艳等，2018）。

由此提出本文假说 3：“营改增”背景下，地方政府低价供应工业用地以“招商引资”的激励下降，反而会提高工业用地市场化程度，以提高工业用地单位收益水平，实现长期的经济增长，能够直接提高城市工业用地价格。

四、数据与模型

（一）数据来源与处理

2006 年国务院颁布《关于加强土地调控有关问题的通知》，首次明确提出“工业用地必须采用‘招拍挂’方式出让”，2007 年，工业用地“招拍挂”出让制度提升至国家法律层面，至此中国国有土地使用权交易制度步入稳定发展阶段。另外，“营改增”在 2016 年 5 月全面铺开，同时增值税的中央地方分成比例进行了相应调整，考虑到增值税分成比例变化对地方政府土地配置行为具有影响（谢贞发等，2019），本文将研究期限界定为 2007 年至 2015 年。

本文土地数据来源于中国土地市场网国有建设用地出让成交信息（www.landchina.com），包括土地面积、土地成交价款、土地出让方式、土地利用用途、容积率等指标字段，能够全面

反映出土地的属性特征。本文参照周玉龙等（2022），对核心变量土地价格和面积按照 0.5% 的比例进行缩尾处理。城市层面工业用地价格、面积等变量采用微观宗地交易信息加总，得到直辖市、副省级城市、省会城市共计 34 个重点城市工业用地价格面板数据^①。本文城市层面控制变量数据均来源于 2008-2016 年《中国城市统计年鉴》。本文所有价格信息统一换算成以 2006 年为基期的可比价格水平。

（二）计量模型设定

由于“营改增”是逐步推行，不同城市实施时间有所差异，本文采取渐进式 DID 模型识别“营改增”对城市工业用地价格的影响，具体模型构建如式（6）所示：

$$lpri_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 tax_ref_{it} + \alpha_X X_{it} + \tau_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， i 代表城市， t 代表年份；被解释变量是 $lpri$ ，表示城市工业用地价格，用城市层面微观工业用地交易总价款与总面积比值的对数计算所得；本文关注的核心解释变量是 tax_ref ，若城市实施“营改增”的年份为 T ，则 T 年之前 tax_ref 取值为 0， T 年及以后取值为 1，参考张莉等（2022），本文将上海的改革时间定义为 2012 年，北京、江苏、天津、浙江、安徽、福建、湖北、广东、厦门和深圳改革时间定义为 2013 年，其他省市改革时间定义为 2014 年，系数 α_1 反映了“营改增”实施后城市工业用地价格变动的百分比； τ_i 表示城市固定效应； γ_t 表示时间固定效应； α_0 、 ε_{it} 分别表示常数项和随机项。

X_{it} 为本文所选取控制变量，具体包括：（1）城市人口密度（ $peop$ ），用城市人口密度对数计算所得，反映城市土地资源利用强度，土地利用强度越高，土地价格越高，预期符号为正；（2）政府财政压力（ $fisc$ ），用城市一般预算内收入与一般预算内支出的比值表示，政府财政压力越高，越依赖于土地财政，进而倾向实施低价供应工业用地、高价供应商住用地的“两手供地策略”，预期符号为负；（3）建成区绿化覆盖率（ $gree$ ），反映了城市土地供给约束，城市绿化覆盖率越高，可供建设用地面积越少，土地价格随之提升，预期符号为正；（4）规模以上工业企业固定资产合计（ $fass$ ），用规上工业企业固定资产合计对数表示，自有固定资产越多，新增投资需求越低，从而降低了工业用地需求，预期符号为负；（5）企业税收负担（ $fcos$ ），用企业应交增值税与企业利润总额比值表示，企业成本负担越重，越容易扩大经营规模开拓市场以获取更多的收入，从而增加土地需求，提升工业用地价格，预期符号为正；（6）城市平均出让宗地面积（ $lare$ ），用城市每年出让宗地的平均面积衡量，土地出让面积越大，企业需一次性支付的租金越高，从而需求随之降低，预期符号为负。

依据前文所述指标及数据处理方法，相关变量描述性统计分析如表 1 所示。

^① 注：因数据缺失严重，本文剔除了拉萨、乌鲁木齐两个省会城市样本。

表 1 描述性统计分析表

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lpri</i>	4.9818	0.4442	3.6619	6.3702
<i>tax_ref</i>	0.4307	0.4970	0.0000	1.0000
<i>peop</i>	13.4852	0.7625	11.3964	15.2515
<i>fass</i>	16.2236	0.7994	13.4530	17.8189
<i>gree</i>	41.4894	5.1235	32.5000	66.7200
<i>fcos</i>	0.5283	0.2814	0.2324	2.6815
<i>fisc</i>	1.17961	0.3181	0.7284	3.8979
<i>lare</i>	3.9139	1.5681	0.6472	11.3164

注：变量均进行左右各 0.5%的缩尾处理。

五、实证结果分析

为探究“营改增”对城市工业用地价格的影响，本部分基于式（6）所列计量模型进行分析，实证结果及讨论如下所述。

（一）平行趋势检验

利用渐进式 DID 模型分析“营改增”对城市工业用地价格的影响，需要考虑实验组与对照组工业用地价格是否在“营改增”之前保持一致的变化趋势，排除由于实验组与对照组城市工业用地价格增长率不同带来的政策效果估计误差，即样本城市是否满足平行趋势假设检验。本文进一步构建式（7）进行平行趋势检验，具体如下：

$$lpri_{it} = \beta_0 + \sum_{m=1}^7 \beta_{-m} tax_ref_{it}^{-m} + \sum_{n=1}^3 \beta_n tax_ref_{it}^n + \tau_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， $\sum_{m=1}^7 \beta_{-m} tax_ref_{it}^{-m}$ 和 $\sum_{n=1}^3 \beta_n tax_ref_{it}^n$ 分别代表“营改增”前后的虚拟变量，前者表示“营改增”之前 m 年的虚拟变量，当样本年份减去政策实施年份等于 $-m$ 时， $tax_ref_{it}^{-m}$ 取值为 1，否则为 0；后者表示“营改增”之后第 n 年的虚拟变量，当样本年份减去政策实施年份等于 n 时， $tax_ref_{it}^n$ 取值为 1，否则为 0。在样本研究期限内，政策最早实施年份为 2012 年，最晚实施年份是 2014 年，所以 m 最大取值为 7， n 最大取值为 3。 β_{-m} 和 β_n 分别衡量“营改增”前后一段时间内是否存在显著差异。

基于模型（7）进行平行趋势检验，估计系数、95%置信区间和显著性如图 1 所示。结果表明，“营改增”之前系数基本不显著，仅有 $m=7$ 年份显著，可能与样本数量过少相关，由此不能拒绝平行趋势假设成立的可能，可以认为回归样本中对照组和实验组城市工业用地价格在“营改增”前并无显著差异，“营改增”之后对工业用地价格的影响显著并逐渐增强。

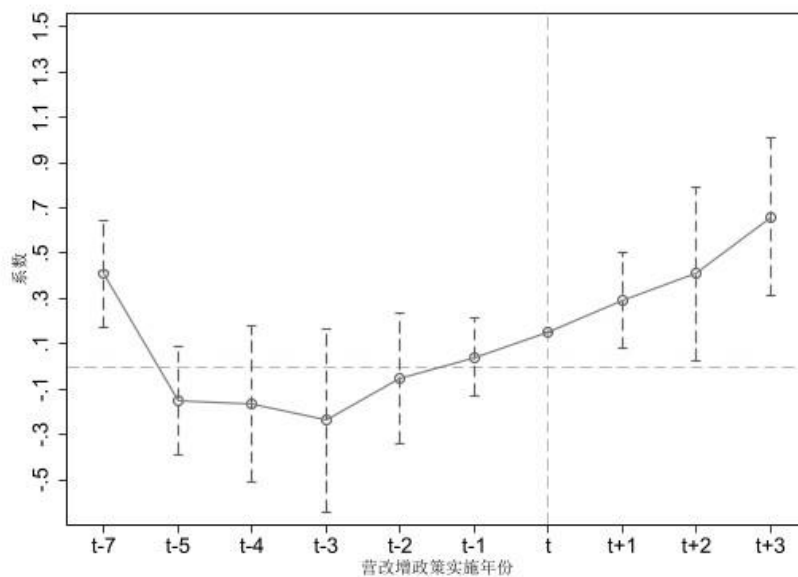


图 1 平行趋势检验图

（二）基准回归结果

基于式（6）估计“营改增”对城市工业用地价格影响结果如表 2 所示。由表可知，本文所关注的核心解释变量“营改增”虚拟变量回归系数为 0.1621，表明实施“营改增”，对城市工业用地价格提升幅度为 16.21%，且在 95%置信水平上显著。“营改增”政策的实施能够显著提升地方工业用地价格，验证了理论假说 1。财税制度变革对于土地市场具有显著性的影响，发挥财税制度与土地制度变革的联动效应，是推动重点城市“土地财政”转型，寻求“以地谋发展”新路径的重要思路。

从控制变量上看，各控制变量回归系数影响方向均符合预期。其中，人口密度系数在 1%置信水平上对城市工业用地价格具有正向影响，人口密度每提升 1%，城市工业用地价格相应提高 22.72%；规上工业企业固定资产显著为负，每提升 1%，城市工业用地价格下降 33.75%，引导鼓励企业提高固定资产利用效率是抬升工业用地价值的重要手段；建成区绿化覆盖率不显著为正，可能与工业用地供给相对充裕有关；规上企业成本回归系数显著为正，企业税收负担提高 1%，城市工业用地价格提高 2.61%；地方政府财政压力对于工业用地具有显著负向影响，预算内支出占比提高 1%，城市工业用地价格下降 4.51%；城市平均土地出让面积系数在 1%置信水平显著为负，转变工业用地粗放式利用模式，提高工业用地节约集约利用程度，是工业用地价值提升的关键。

表 2

基准回归结果

变量	(1) <i>lpri</i>
<i>tax_ref</i>	0.1621** (0.0616)
<i>peop</i>	0.2272*** (0.0785)
<i>fass</i>	-0.3375*** (0.0701)
<i>gree</i>	0.0012 (0.0058)
<i>fcos</i>	0.0261* (0.0147)
<i>fisc</i>	-0.0451*** (0.0147)
<i>lare</i>	-0.0743*** (0.0139)
年份固定效应	控制
城市固定效应	控制
常数项	7.2984*** (1.3517)
观测值	268
城市数量	34
R ²	0.4776

注：模型采用省份聚类标准误；*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

（三）稳健性检验

1. 渐进式 PSM-DID 检验

利用渐进式 DID 方法估计“营改增”政策对城市工业用地价格的影响，可以估计试点政策的平均处理效应。考虑到“营改增”并非严格意义上的随机自然实验，仍可能存在样本选择偏误问题。为此，本文进一步采用倾向得分匹配方法（*propensity score matching*，简称 PSM）来解决非随机性问题。PSM 的目的在于通过采用半参数估计方法估计控制组的倾向得分 PS 值，为了控制组特征尽可能接近对照组，保证控制组与对照组在“营改增”前的发展轨迹除“营改增”这一特征外基本“平行”，进而构造反事实结果。根据 Abadie（2005）的研究，采用如下 Logit 模型估计倾向得分值 PS，如式（8）所示：

$$PS(X_{i,t}) = P\{tax_ref_{i,t} = 1|X_{i,t}\} = \frac{\exp(\delta_i X_{i,t})}{1 + \exp(\delta_i X_{i,t})} \quad (8)$$

其中， $P\{tax_ref_{i,t} = 1|X_{i,t}\}$ 代表城市 i 在匹配向量 $X_{i,t}$ 条件下实施“营改增”政策的概率， $\exp(\delta_i X_{i,t}) / \{1 + \exp(\delta_i X_{i,t})\}$ 为逻辑分布的累积分布函数， $X_{i,t}$ 是城市匹配变量集合，指标构成同模型（6）。

本文采用最临近匹配方法进行 PSM 估计，结果如表 3 所示。匹配之后，所有变量标准偏差明显降低，处理组与对照组差异不显著，表明匹配之后对照组与控制组城市样本可比性增强，保证了政策处理的随机性，提高了估计结果解释力。

表 3

PSM 模型结果

变量	匹配前 (U)	均值		均值差异	均值差异下降幅度	t-test T (p>t)
	匹配后 (M)	处理组	控制组			
<i>peop</i>	U	13.573	13.169	52.5	94.7	3.67 (0.000)
	M	13.573	13.552	2.8		0.16 (0.873)
<i>fass</i>	U	16.234	16.040	23.9	91.4	1.62 (0.107)
	M	16.234	16.250	-2.1		-0.12 (0.904)
<i>gree</i>	U	41.809	39.686	44.3	92.1	2.92 (0.004)
	M	41.809	41.976	-3.5		-0.18 (0.857)
<i>fcos</i>	U	.534	.681	-26.3	85.2	-1.56 (0.120)
	M	.534	.512	3.9		0.46 (0.646)
<i>fisc</i>	U	1.204	1.347	-20.5	49.1	-1.22 (0.223)
	M	1.204	1.130	10.4		1.26 (0.211)
<i>lare</i>	U	3.680	4.219	-34.5	95.5	-2.42 (0.016)
	M	3.680	3.704	-1.5		-0.09 (0.931)

在 PSM 估计基础上, 本文将匹配后样本进行渐进式 PSM-DID 估计。为提高估计结果稳健性, 本文采取了不同匹配样本进行回归, 第 (1) 列为使用满足共同支撑假设的样本进行回归, 第 (2) 列为使用频数加权回归, 结果如表 4 所示。由表可知, 两类样本回归结果均显示 *tax_ref* 的回归系数为正, 且在 5% 置信水平上统计显著, 表明“营改增”显著提升了城市工业用地价格水平。

表 4

渐进式 PSM-DID 估计结果

变量	(1)	(2)
	<i>lpri</i>	<i>lpri</i>
<i>tax_ref</i>	0.1420** (0.0595)	0.1223** (0.0575)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
常数项	7.7063*** (1.4763)	8.1249*** (2.6355)
观测值	259	137
R ²	0.4729	0.4230
城市数量	34	31

注: 模型采用省份聚类标准误; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

2. 安慰剂检验

考虑到存在非观测城市特征变量影响“营改增”政策对城市工业用地价格的作用，本文进一步参考 Liu and Lu (2015)、白俊红等 (2022)，采用随机抽样方法，随机选择“营改增”试点城市和实施时间，生成伪处理组虚拟变量和伪政策冲击虚拟变量。基于此，本文构造了 500 次随机冲击，得到 500 组虚拟变量进行回归。500 次回归系数的核密度分布及其 P 值分布如图 2 所示。图中结果显示，随机处理过程中生产的伪政策虚拟变量系数主要集中于 0 附近，且 P 值大多高于 0.1，实际估计值为 0.1621，显著区别于安慰剂检验结果，表明本文基准回归结果并未明显受到潜在未观测因素的影响，结果具有稳健性。

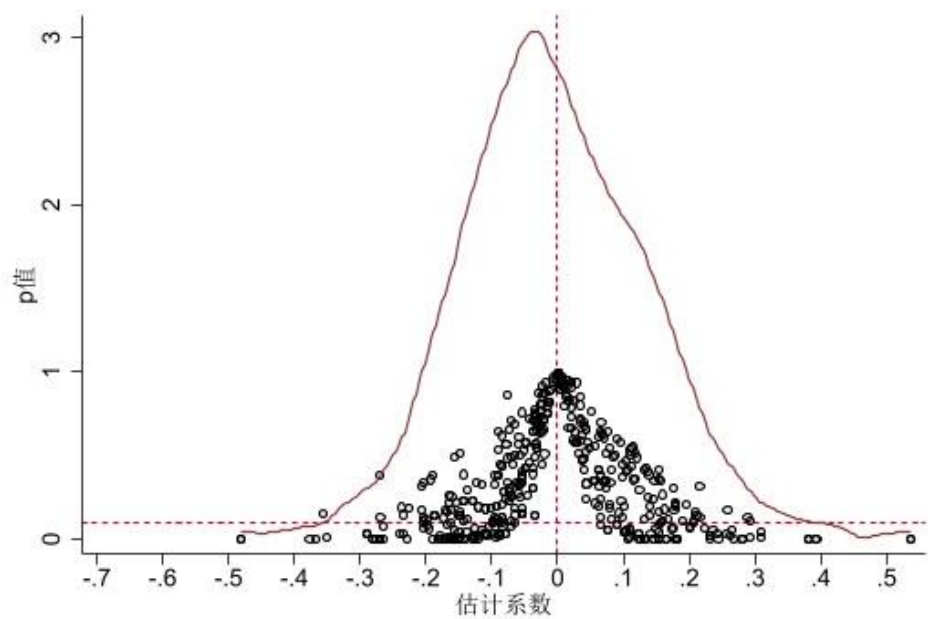


图 2 安慰剂检验系数核密度图

注：Y 轴参考线为 P 值=0.1，纵轴参考线为系数等于 0。

3. 其它稳健性检验

本文进一步从样本选择和内生性模型两个方面进行了稳健性检验，具体包括：第一，考虑到直辖市在经济规模、行政级别方面与其他城市具有显著差异，故本文参照张彩云、苏丹妮 (2020)，剔除直辖市样本进行回归，结果如表 5 第 (1) 所示，*tax_ref* 回归系数在 1% 置信水平显著为正，表明了“营改增”对城市工业用地价格具有显著正向影响，与回归结论保持一致；第二，本文采用两阶段广义矩估计方法进行内生性的稳健性检验，结果如表 5 第 (2) 列所示，通过了 *AR (1)* 和 *AR (2)* 检验，说明不存在序列自相关情况，模型构建合理，估计结果可靠，*tax_ref* 回归系数在 5% 置信水平显著为正，与基准回归结论保持一致。综上，本文基准回归结果具有较强的稳健性。

表 5

其它稳健性检验结果表

变量	(1)	(2)
	剔除直辖市样本	2-Stage GMM
	<i>lpri</i>	<i>lpri</i>
<i>L.lpri</i>		0.3249 (0.2046)
<i>tax_ref</i>	0.1738*** (0.0611)	0.2197** (0.0927)
控制变量	控制	控制
<i>AR(1)</i>		-2.50 (0.012)
<i>AR(2)</i>		-0.33 (0.738)
<i>Hansen J</i>		17.14 (1.000)
常数项	7.1297*** (1.3635)	3.6521 (2.8056)
观测值	240	237
城市数量	30	34

注：模型采用省份聚类标准误；*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

(四) 异质性分析

本文进一步考虑不同城市特征下“营改增”对城市土地价格影响的差异性，具体从市场与政府关系的角度，基于式(9)所述模型，探讨不同产业结构、财政结构下的“营改增”作用异质性。

$$lpri_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 tax_ref_{it} + \gamma_2 L.M_{it} + \gamma_3 L.M_{it} \times tax_ref_{it} + \gamma_X X_{it} + \tau_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中， M_{it} 表示城市*i*在*t*年的产业禀赋条件和地方财政结构变量，考虑到产业禀赋条件、地方财政结构与当期的“营改增”试点改革可能存在潜在的内生性问题，本文采取滞后一期数据代入模型，进一步通过构建交乘项 $L.M_{it} \times tax_ref_{it}$ 衡量城市特征变量对“营改增”作用的影响， γ_3 即本文所关注核心系数，其余变量与模型设定和基准回归保持一致。

本文采用城市产业结构衡量城市的产业禀赋条件，具体用第二产业增加值占GDP比重(*indu*)衡量，本文采用财政结构衡量城市的财政激励程度，具体用土地出让金占地方政府一般公共预算内收入比重(*fin*)衡量，城市土地出让金采用宗地成交价款加总所得。城市特征变量描述性统计结果如表6所示。

表 6

城市特征变量描述性统计分析结果

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>L.indu</i>	45.5027	7.9412	19.9200	60.1300
<i>L.fina</i>	0.4776	0.7991	0.0130	9.4702

注：变量均进行左右各0.5%的缩尾处理。

1. 产业结构

从产业禀赋角度看，“营改增”是否会因为产业结构不同而表现出差异性的作用。产业结构对“营改增”政策影响的回归结果如表 7 第（1）列所示，结果显示：第一，产业结构对于城市工业用地价格影响系数为正但不显著，表明第二产业占比对于工业用地价格存在一定的正向影响。第二，交乘项 $L.indu \times tax_ref$ 系数显著为负，表明产业结构对于“营改增”政策影响城市土地价格具有负向作用，当第二产业占比越高时，“营改增”政策对城市土地价格的正向作用会随之降低。工业占比越高，地方政府对本级增值税收入依赖程度越高，“营改增”实施时，地方政府具备增加工业用地供给以获取更多增值税收益的激励，对于工业用地价格的上涨存在一定的负向作用。

2. 财政结构

从财政激励角度看，“营改增”对不同城市工业用地价格的影响是否会有差异，回归结果如表 7 第（2）列所示。第一，财政结构对于城市工业用地价格影响系数显著为正，表明土地出让金占比对于工业用地价格存在一定的正向影响。第二，交乘项 $L.fina \times tax_ref$ 系数显著为负，表明财政结构对于“营改增”政策影响城市工业土地价格具有负向作用，当土地出让金占比越高时，“营改增”试点政策实施后城市工业用地价格上涨幅度会随之降低。土地出让金占比越高，地方政府越依赖于通过出让土地获取土地出让金的方式提高财政收入，“营改增”试点改革实施时，地方政府倾向于增加工业用地供给以获取更多土地出让金，从而削弱了“营改增”政策的正向促进作用。

表 7 异质性回归结果

变量	(1) 产业结构 <i>lpri</i>	(2) 财政结构 <i>lpri</i>
<i>tax_ref</i>	0.6024*** (0.1731)	0.1765** (0.0784)
<i>L.indu</i>	0.0098 (0.0071)	
<i>L.indu × tax_ref</i>	-0.0106*** (0.0037)	
<i>L.fina × tax_ref</i>		-0.2528* (0.1427)
<i>L.fina</i>		0.0686** (0.0265)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
常数项	8.2185*** (1.7110)	9.8466*** (1.7684)
观测值	233	234
R ²	0.4283	0.4330
城市数量	34	34

注：模型采用省份聚类标准误；*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

六、机制检验

依据前文理论分析，本部分进一步对“营改增”影响城市工业用地价格的作用机制进行检验分析，具体如下文所述。

（一）需求机制

从需求角度看，本文采用中国上市公司数据库，计算城市层面工业行业的子公司数量($fnum$)，以反映城市工业用地需求。本文分别构建 OLS 模型和负二项回归 (NBR) 模型分析“营改增”对城市工业企业数量的影响，具体如式 (10)、(11) 所示。

$$\ln(fnum)_{it} = \delta_0 + \delta_1 tax_ref_{it} + \delta_X X_{it} + \tau_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$fnum_{it} = \exp(\theta_0 + \theta_1 tax_ref_{it} + \omega_{it}) + \psi_{it} \quad (11)$$

依据上式进行回归，结果如表 8 所示，其中第 (1) 列为 OLS 模型回归结果，第 (2) 列为 NBR 模型回归结果。两个模型结果均显示“营改增”回归系数显著为正，即“营改增”政策实施后城市工业企业数量显著提升，并且结果具有一定的稳健性。以 OLS 回归结果为例， tax_ref 回归系数为 0.0962，并在 5% 置信水平显著，说明当“营改增”政策实施后，城市工业企业数量显著提升 9.62%。城市工业企业数量的提升，将直接提高城市工业用地的需求，在国有土地使用权出让“价高者得”的竞价规则下，将会抬升工业用地价格水平。

表 8 需求机制回归结果

变量	(1)	(2)
	OLS	NBR
	$\ln(fnum)$	$fnum$
tax_ref	0.0962** (0.0404)	0.0618* (0.0344)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
常数项	2.0443* (1.2009)	3.6655*** (0.7927)
观测值	268	268
城市数量	34	34

注：模型采用省份聚类标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

（二）供给机制

从供给角度看，本文以城市工业用地交易加总面积对数 ($iare$) 衡量城市工业用地供给，并构建式 (12) 所示模型分析“营改增”对城市工业用地供给的影响，模型自变量与模型设定与基准模型保持一致。

$$iare_{it} = \rho_0 + \rho_1 tax_ref_{it} + \rho_X X_{it} + \tau_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

基于模型(12)回归结果如表9所示, tax_ref 回归系数为-0.2121, 并在10%置信水平显著, 表明随着“营改增”政策的实施, 城市供应工业用地面积降低21.21%, 验证了“营改增”政策对于城市工业用地供给的负向影响。城市工业用地供给降低, 进而对城市工业用地价格提升具有正向作用。

表9 供给机制回归结果

变量	(1) <i>iare</i>
tax_ref	-0.2121*
控制变量	控制
年份固定效应	控制
城市固定效应	控制
常数项	0.9155 (3.0656)
观测值	267
城市数量	34
R ²	0.3303

注: 模型采用省份聚类标准误; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(三) 市场化机制

土地出让市场化程度是影响城市工业用地价格的重要因素, “协议出让”作为我国国有土地出让制度体系中市场化程度最低的出让方式, 采取该方式出让的土地价格显著低于其它方式。由此, 本文采用工业用地微观交易数据, 分别基于 OLS 模型和 Probit 模型探讨“营改增”对于工业用地出让市场化程度的影响, 以宗地是否采取协议方式出让 (agr) 的虚拟变量作为被解释变量, 并在基准模型控制变量 X_{it} 基础上, 进一步控制了交易宗地的特征, 具体包括: 宗地面积 ($lare$), 用地块成交面积衡量; 宗地容积率 ($lfpr$), 借鉴刘修岩等 (2019), 用宗地交易容积率上限来衡量, 表示项目规制程度; 宗地建设周期 ($ltim$), 借鉴杨其静等 (2014), 用宗地交易约定竣工日期与约定开工日期的时间差衡量, 表示项目建设质量约束, 模型采取城市层面聚类标准误, 具体模型如式 (13)、(14) 所示。

$$agr_{it} = \mu_0 + \mu_1 tax_ref_{it} + \mu_X X_{it} + \mu_L L_{it} + \tau_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$Prob(agr_{it} = 1) = \Psi(\sigma_0 + \sigma_1 tax_ref_{it} + \mu_X X_{it} + \mu_L L_{it} + \tau_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}) \quad (14)$$

基于上述模型回归结果如表10所示, 第(1)列为 OLS 模型回归结果, 第(2)列为 Probit 模型回归结果。两列模型结果均显示 tax_ref 系数为负, 并均在1%置信水平显著, 表明“营改增”试点改革后, 地方政府更不倾向于采取协议方式出让工业用地, 从而提高了工业用地出让市场化程度, 工业用地价值得以回归正常市场价值, 其价格水平也相应提升。

表 10

市场化机制回归结果

变量	(1)	(2)
	OLS	Probit
	<i>agr</i>	<i>agr</i>
<i>tax_ref</i>	-0.2836*** (0.0796)	-0.0242*** (0.0090)
城市控制变量	控制	控制
宗地控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
常数项	11.1882*** (2.4385)	-0.1314 (0.2953)
观测值	21,520	21,520

注：模型采用城市层面聚类标准误；*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

七、研究结论与启示

税收与国有土地出让金是财政收入的重要构成，揭示税收制度对土地出让价格的影响机理对于维持财政平稳健康发展，理解土地制度变革逻辑具有重要意义。基于此，本文简要构造代表性工业企业与地方政府静态博弈模型揭示了“营改增”政策与城市工业用地价格变动的逻辑关系，进一步采用渐进式 DID 等方法，实证检验了 2007-2015 年中国 34 个省、副省级及以上城市的“营改增”对工业用地价格的影响，探究其在不同城市产业结构和财政结构下的差异性，并从需求机制、供给机制和市场化机制三个维度对“营改增”政策如何影响城市工业用地价格的内在机理进行剖析，主要研究结论如下所述：

(1) 工业企业与地方政府分别在利润最大化和财政收入最大化目标下进行行为抉择，税收优惠对于企业投资、地方政府供地行为均具影响；(2) 税收制度改革对于城市土地配置特征具有显著影响，“营改增”显著提升了城市工业用地价格水平；(3) “营改增”对城市工业用地价格的影响存在异质性，基于产业结构特征，城市第二产业占比会削弱“营改增”试点改革对城市工业用地价格的影响，基于财政结构特征，城市土地出让金占预算内收入比重越高，土地财政依赖程度越高，“营改增”对城市工业用地价格的影响越弱；(4) “营改增”试点改革后，通过吸引更多的工业企业进驻以提高城市工业用地需求，地方政府更倾向于降低工业用地供给规模，提高工业用地出让方式市场化程度等渠道促进了城市工业用地价格水平的提升。

基于上述结论，本文提出相应政策启示具体如下：(1) 发挥财税制度与土地制度变革的联动效应，在土地制度改革过程中注重配套制度的改革，推动重点城市“土地财政”转型，寻找“以地谋发展”新路径。(2) 基于制度改革的城市特征“因城施策”，对于重点发达城市而言，城市工业用地价格对于政策冲击反应显著，可充分发挥土地要素价格在城市产业转型升级中的市场

调节作用，对于工业用地占比更高、土地财政依赖程度更强的城市而言，更需注重加强配套制度改革的力度，保障制度改革联动效应的发挥；（3）持续推动土地要素市场化改革，降低地方政府对土地出让的干预程度，提高土地出让市场化程度，推动工业用地价格回归其市场价值，促进城市工业高质量发展。

参考文献：

- [1] 李青、方建潮（2013）：《增值税全面“扩围”对省级政府税收收入的影响——基于投入产出表的模拟测算》，《财贸经济》第6期。
- [2] 白俊红、张艺璇、卞元超（2022）：《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》，《中国工业经济》第6期。
- [3] 曹越、董怀丽、彭可人、郭天泉（2014）：《“营改增”对公司债务融资成本的影响研究》，《中国软科学》第8期。
- [4] 陈钊、王暘（2016）：《“营改增”是否促进了分工：来自中国上市公司的证据》，《管理世界》第3期。
- [5] 陈昭、刘映曼（2019）：《“营改增”政策对制造业上市公司经营行为和绩效的影响》，《经济评论》第5期。
- [6] 豆建民、王光丽（2022）：《多中心经济空间结构对城市土地价格的影响机制研究》，《经济问题探索》第8期。
- [7] 范子英、程可为、冯晨（2022）：《用地价格管制与企业研发创新：来自群聚识别的证据》，《管理世界》第8期。
- [8] 范子英、彭飞（2017）：《“营改增”的减税效应和分工效应：基于产业互联的视角》，《经济研究》第2期。
- [9] 范子英、周小昶（2022）：《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》，《中国工业经济》第2期。
- [10] 高培勇（2013）：《“营改增”的功能定位与前行脉络》，《税务研究》第7期。
- [11] 江曼琦、席强敏（2012）：《制造业在世界大都市发展中的地位、作用与生命力》，《南开学报(哲学社会科学版)》第2期。
- [12] 雷潇雨、龚六堂（2014）：《基于土地出让的工业化与城镇化》，《管理世界》第9期。
- [13] 李力行、黄佩媛、马光荣（2016）：《土地资源错配与中国工业企业生产率差异》，《管理世界》第8期。
- [14] 李涛、刘丹丹（2018）：《营改增对宏观税负与经济增长的改革后验效应研究》，《经济与管理》第4期。
- [15] 李永友、严岑（2018）：《服务业“营改增”能带动制造业升级吗？》，《经济研究》第4期。
- [16] 刘凯（2018）：《中国特色的土地制度如何影响中国经济增长——基于多部门动态一般均衡框架的分析》，《中国工业经济》第10期。
- [17] 刘文华、谢婷肖伟. (2022). 《撤县设市,行政扩权与工业用地价格》第6期。
- [18] 刘修岩、杜聪、李松林（2019）：《自然地理约束、土地利用规制与中国住房供给弹性》，《经济研究》第4期。

- [19] 卢洪友、王蓉、余锦亮 (2019): 《“营改增”改革、地方政府行为与区域环境质量——基于财政压力的视角》,《财经问题研究》第 11 期。
- [20] 倪红福、龚六堂、王茜萌 (2016): 《“营改增”的价格效应和收入分配效应》,《中国工业经济》第 12 期。
- [21] 邵学峰、刘丽、赵志琦 (2018): 《“营改增”背景下金融业税收效率差异度比较研究——基于分类型金融业的 DEA-Malmquist 方法分析》,《经济体制改革》第 4 期。
- [22] 石敏俊、范宪伟、郑丹 (2017): 《土地开发对城市经济增长的作用机制和传导路径——基于结构方程模型的实证检验》,《中国人口·资源与环境》第 1 期。
- [23] 孙晓华、张竣喃、郑辉 (2020): 《“营改增”促进了制造业与服务业融合发展吗》,《中国工业经济》第 8 期。
- [24] 孙正 (2020): 《服务业的“营改增”提升了制造业绩效吗?》,《中国软科学》第 9 期。
- [25] 孙正、陈旭东、雷鸣 (2020): 《“营改增”是否提升了全要素生产率?——兼论中国经济高质量增长的制度红利》,《南开经济研究》第 1 期。
- [26] 孙正、张艺川、陈旭东、崔雨 (2022): 《“营改增”促进了生产性服务业与制造业的协同融合吗?》,《南开经济研究》第 12 期。
- [27] 田文佳、余靖雯、龚六堂 (2019): 《晋升激励与工业用地出让价格——基于断点回归方法的研究》,《经济研究》第 10 期。
- [28] 田志伟、胡怡建 (2014): 《“营改增”对财政经济的动态影响:基于 CGE 模型的分析》,《财经研究》第 2 期。
- [29] 王桂军、曹平 (2018): 《“营改增”对制造业企业自主创新的影响——兼议制造业企业的技术引进》,《财经研究》第 3 期。
- [30] 王健、黄静、吴群 (2019): 《“营改增”下的土地财政:建设用地规划指标的约束》,《财经研究》第 6 期。
- [31] 王健、严思齐、吴群 (2018): 《基于“营改增”视角的地方政府商住用地出让行为研究》,《当代财经》第 11 期。
- [32] 王玉兰、李雅坤 (2014): 《“营改增”对交通运输业税负及盈利水平影响研究——以沪市上市公司为例》,《财政研究》第 5 期。
- [33] 王媛、杨广亮 (2016): 《为经济增长而干预:地方政府的土地出让策略分析》,《管理世界》第 5 期。
- [34] 谢贞发、朱恺容、李培 (2019): 《税收分成、财政激励与城市土地配置》,《经济研究》第 10 期。
- [35] 徐升艳、陈杰、赵刚 (2018): 《土地出让市场化如何促进经济增长》,《中国工业经济》第 3 期。
- [36] 闫昊生、孙久文 (2022): 《土地价格与企业创新——来自微观数据的证据》,《经济理论与经济管理》第 4 期。
- [37] 杨继东、赵文哲、刘凯 (2016): 《刺激计划、国企渠道与土地出让》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- [38] 杨继东、周方伟、赵文哲 (2019): 《协议出让与经济增长——基于企业所有制视角的分析》,《世界经济文汇》第 3 期。
- [39] 杨其静、卓品、杨继东 (2014): 《工业用地出让与引资质量底线竞争——基于 2007~2011 年中国地级市面板数据的经验研究》,《管理世界》第 11 期。
- [40] 杨文韬、孔晓婷、朱晟君 (2018): 《土地财政对产业结构升级的影响研究》,《金融发展研究》第 5 期。

- [41] 杨寓涵、张充（2019）：《“营改增”对县级土地财政收入影响研究》，《华东经济管理》第6期。
- [42] 姚东旻、姜丽、王斐然（2022）：《管理费用、交易成本与企业全要素生产率——一个基于“营改增”改革的准实验研究》，《世界经济文汇》第2期。
- [43] 易瑾超、李威龙、徐国铨（2021）：《“营改增”改革、财政压力与环保类上市公司业绩》，《北京理工大学学报(社会科学版)》第3期。
- [44] 岳金桂、陆晓晨（2018）：《地方政府竞争、土地价格与外商直接投资——基于69个地级市面板数据的分析》，《南京审计大学学报》第2期。
- [45] 张伯超（2022）：《减税降费与企业投资结构优化》，《上海经济研究》第3期。
- [46] 张彩云、苏丹妮（2020）：《环境规制、要素禀赋与企业选址——兼论“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”》，《产业经济研究》第3期。
- [47] 张莉、程可为、赵敬陶（2019）：《土地资源配和经济展质量——工业用地成本与全要素生产率》，《财贸经济》第10期。
- [48] 张莉、陆铭、刘雅丽（2022）：《税收激励与城市商住用地结构——来自“营改增”的经验证据》，《经济季刊》第4期。
- [49] 赵祥、曹佳斌（2012）：《地方政府“两手”供地策略促进产业结构升级了吗——基于105个城市面板数据的实证分析》，《财贸经济》第7期。
- [50] 周彬、杜两省（2016）：《营改增对财政收入的影响及财税体制改革应对》，《当代财经》第6期。
- [51] 周玉龙、杨继东、黄阳华、Geoffrey J.D.Hewings（2018）：《高铁对城市地价的影响及其机制研究——来自微观土地交易的证据》，《中国工业经济》第5期。
- [52] 周玉龙、杨继东、姚鹏（2022）：《从微观数据看我国土地供应的时空演变——兼论微观宗地交易数据的使用》，《城市问题》第9期。
- [53] Abadie, A. (2005). "Semiparametric Difference-In-Differences Estimators". *Review of Economics Studies*, 72(1): 1~19.
- [54] Chen, Z., Jiang, X., Liu, Z., SJC Suárez, & Xu, D. Y. (2022). Tax policy and lumpy investment behaviour: evidence from china's vat reform. *The Review of Economic Studies*, (2), 2.
- [55] Chen, Z., Liu, Z., Serrato, J., and Xu, D. Y. (2021). Notching r&d investment with corporate income tax cuts in china. *American Economic Review*, 111.
- [56] Hu, J.M., Liang J.H., Fang J., He H.G., Chen F.(2022). How do industrial land price and environmental regulations affect spatiotemporal variations of pollution-intensive industries? Regional analysis in China. *Journal of Cleaner Production*, 333.
- [57] Kang, C. D. (2021). A study of effects of accessibility of street networks to seoul subway system on land price: by applying urban network analysis and multi-level regression analysis. *Journal of Real Estate Analysis*(2).
- [58] Lee, J. K. (2022). New rail transit projects and land values: the difference in the impact of rail transit investment on different land types, values and locations. *Land Use Policy*, 112.
- [59] Liu, Q., & Lu, Y. (2015). Firm investment and exporting: evidence from china's value-added tax reform. *Journal of International Economics*, 97(2), 392-403.
- [60] Zheng, D. and Shi, M.J.. (2018). Industrial land policy, firm heterogeneity and firm location choice: evidence from china. *Land Use Policy*, 76, 58-67.

“Business Tax Replaced with VAT” and Urban Industrial Land Price : Empirical Analysis Based on Panel Data of High-administrative-level cities

MEI Lin (Tianjin University of Finance and Economics, 300222)

XU Hongli (Tianjin University of Finance and Economics, 300222)

Abstract: Taxation and state-owned land leasing rents are the main components of local finance. Exploring the changes in urban land leasing prices under the tax system reform is the key issue concerned by the current academic and government. We construct a static game model between representative industrial firms and local governments, and theoretically explains the mechanism of the impact of the "business tax replaced with value-added tax (VAT)" on urban industrial land prices from the perspective of supply, demand, and marketization. Using micro transaction data of industrial land, we empirically analyzed the impact of "business tax replaced with VAT" on industrial land prices in 34 provincial capital cities, sub provincial and above cities in China from 2007 to 2015. We found that: firstly, "business tax replaced with VAT" has an improvement effect on urban industrial land prices, and exhibits heterogeneity in the dimensions of urban industrial structure and financial structure. After considering different PSM matching samples, placebo tests, selection of replacement samples, and transformation of endogeneity processing methods, the results are still robust; Secondly, the increase in urban industrial land prices is due to the increase in the number of new urban firms, the reduction in the supply scale of industrial land, and the improvement in the marketization degree of industrial land leasing through the "business tax replaced with VAT" policy. Finally, we puts forward policy implications from the aspects of focusing on the linkage reform of financial system and land system, focusing on the implementation of differentiated industrial land supply strategies, and promoting the return of industrial land prices to market value.

Keywords: Business Tax Replaced with VAT Reform, Industrial Land Price, Time-Varying-DID, Cities with High-administrative-level

JEL: R38, H25